



Centre d'Estudis Demogràfics

**TRANSICIÓN A LA VIDA ADULTA EN ESPAÑA:
UNA COMPARACIÓN HISTÓRICA Y REGIONAL**

Joice MELO VIEIRA
Pau MIRET GAMUNDI

345

*PAPERS
DE
DEMOGRAFIA*

2009



Centre d'Estudis Demogràfics

**TRANSICIÓN A LA VIDA ADULTA EN ESPAÑA:
UNA COMPARACIÓN HISTÓRICA Y REGIONAL**

Joice MELO VIEIRA
Pau MIRET GAMUNDI

345

Aquest treball ha estat presentat en el *Seminar on Early Adulthood in
Time and Space: Multidimensional and Multilevel Perspectives*.
IUSSP; INED. París (França), 26 de juny de 2008.

Centre d'Estudis Demogràfics

2009

Resum.- *Transició a la vida adulta a Espanya: una comparació històrica i regional*

Des d'una perspectiva sociodemogràfica, la transició a la vida adulta consisteix en el pas d'un estatus social caracteritzat per la dependència i per la necessitat de suport, propi de la condició infantil i juvenil, a una nova condició d'individu completament emancipat i autònom, ja immers i adaptat al sistema de producció i reproducció social. La transició a la vida adulta involucra canvis d'estatus: d'estudiant a treballador; de membre dependent de la llar a responsable de la llar o cònjuge; de la condició exclusiva de fill(a), a pare o mare. Emprant la metodologia d'anàlisi d'entropia de cohorts fictícies, mesurem l'evolució i el calendari de la transició a la vida adulta a Espanya i en aquelles Comunitats Autònomes seleccionades, al 1981 i 2001.

Paraules clau.- Joves, entropia, Espanya, Catalunya, Galícia.

Resumen.- *Transición a la vida adulta en España: una comparación histórica y regional*

Desde una perspectiva socio-demográfica, la transición a la vida adulta consiste en el paso de un estatus social caracterizado por la dependencia y por la necesidad de apoyo, propio de la condición infantil y juvenil, a una nueva condición de individuo completamente emancipado y autónomo, ya inmerso y adaptado al sistema de producción y reproducción social. La transición a la vida adulta involucra cambios de estatus: de estudiante a trabajador; de miembro dependiente del hogar a responsable del hogar o cónyuge; de la condición exclusiva de hijo(a), a padre o madre. Empleando la metodología de análisis de entropía de cohortes ficticias, medimos la evolución y el calendario de la transición a la vida adulta en España y en aquellas Comunidades Autónomas seleccionadas, en 1981 y 2001.

Palabras clave.- Jóvenes, entropía, España, Cataluña, Galicia.

Abstract.- *Transition to adulthood in Spain: a historical and regional comparison*

From a socio-demographic perspective, the transition to adulthood consists in the change of a social status characterized by dependency and need of support, typical of the childhood and youth condition, for a new individual condition entirely emancipated and autonomous that is already absorbed and adapted to the system of production and social reproduction. The transition to adulthood involves changes of status: from student to worker; from a dependent member of the household to a responsible of a household or spouse/partner; from the exclusive condition of son/ daughter to father or mother. Employing the methodology of entropy analysis of status combinations of fictitious cohorts, we measured the evolution and the timing of the transition to the adult life in Spain and autonomous communities selected in 1981 and 2001.

Keywords.- Young people, entropy, Spain, Catalonia, Galicia.

Résumé.- *Transition à la vie adulte en Espagne: une comparaison historique et régionale*

Depuis la perspective socio-démographique, la transition à la vie adulte consiste en un changement du statut social, caractérisé par la dépendance et par le besoin de support et soutien propre de la condition infanto-juvénile vers une nouvelle condition où l'individu devient totalement émancipé et autonome, absorbé et adapté au système de production et reproduction sociale. La transition à la vie adulte induit un changement de statuts: d'étudiant à travailleur; de membre dépendant du foyer à responsable du foyer ou conjoint; de la condition exclusive de fils(à) à père ou mère. En employant la méthodologie d'analyse d'entropie de cohortes fictives, nous avons mesuré l'évolution et le calendrier de la transition à la vie adulte en Espagne et dans les communautés autonomes sélectionnées en 1981 et 2001.

Mots clé.- Jeunes, entropie, l'Espagne, la Catalogne, la Galice.

ÍNDICE

1.- Introducción	1
2.- Datos y método	4
3.- Resultados para el total de España	9
4.- El caso particular de Cataluña y Galicia	14
5.- Conclusiones	22
Referencias bibliográficas	23

ÍNDICE DE CUADROS

1.- Ítems utilizados en el análisis combinatorio	8
--	---

ÍNDICE DE GRÁFICOS

1.- Índice de Entropía para España, 1981 y 2001	10
2.- Índice de Entropía para mujeres, 1981 y 2001	18
3.- Índice de Entropía para hombres, 1981 y 2001	18

ÍNDICE DE TABLAS

1.- Porcentaje de cambio en el índice de entropía debido a la exclusión de cada uno de los estatus por grupos quinquenales de edad, España (1981 y 2001)	13
2.- Porcentaje de cambio en el índice de entropía debido a la exclusión de cada uno de los estatus por grupos quinquenales de edad, Cataluña (1981 y 2001)	16
3.- Porcentaje de cambio en el índice de entropía debido a la exclusión de cada uno de los estatus por grupos quinquenales de edad, Galicia (1981 y 2001)	17
4.- Duración de las transiciones para España y comunidades seleccionadas, 1981 y 2001	19
5.- Congruencia etaria de pares de transiciones por sexo y comunidad autónoma, 1981 y 2001	21

TRANSICIÓN A LA VIDA ADULTA EN ESPAÑA: UNA COMPARACIÓN HISTÓRICA Y REGIONAL¹

Joice MELO VIEIRA²
jmvieira@nepo.unicamp.br

Pau MIRET
pmiret@ced.uab.es

1.- Introducción

Desde una perspectiva socio-demográfica, la transición a la vida adulta consiste en el cambio desde un estado social caracterizado por la dependencia y por la necesidad de soporte y apoyo, propio de la condición infantil y juvenil, a una nueva condición de individuo completamente emancipado y autónomo, ya inserto y adaptado en el sistema de producción y reproducción social. Este cambio de estado afecta tanto a la dimensión familiar como a la dimensión ocupacional de los individuos (Gillis, 1981; Jones, 1995).

Diversos estudios (Kierman, 1986; Jones, 1995; Fernández Cordon, 1997) han documentado el retraso en la entrada a la vida adulta en países desarrollados. Las investigaciones sobre la transición a la vida adulta, conjuntamente con aquellas sobre el crecimiento de la longevidad y la baja fecundidad, son identificadas como las que potencialmente pueden contribuir más a la comprensión de la “nueva demografía europea” (Billari, 2004). Sin duda, existe una fuerte correlación entre todos estos temas. Por un lado, sin el alargamiento de la propia vida difícilmente sería factible una reorientación de la organización del curso de vida capaz de producir el prolongamiento de la juventud o la

¹ Este trabajo ha recibido ayuda del Ministerio de Educación y Ciencia, para la realización del proyecto de investigación de I+D, *Juventud, género e inmigración ante la inserción en el mercado laboral en España ¿Substitución o complementariedad? ¿Efecto edad o efecto cohorte?* (Ref. SEJ2007-67569).

² Este trabajo es producto de las actividades desarrolladas dentro del Programa de Doctorado con Estancia en el Exterior (PDEE), financiado por la Coordinación de Perfeccionamiento de Personal de Nivel Superior (CAPES-Gobierno de la República Federativa de Brasil). Es parte complementaria del proyecto de doctorado “Transição para a vida adulta no Estado de São Paulo: cenários e tendências sócio-demográficas (1970-

emergencia de nuevas fases de la vida. Aunque, en la práctica, las personas no necesariamente tengan en cuenta su esperanza de vida al plantearse su futuro. Por otro lado, la baja fecundidad europea no resulta exclusi de una opción personal de pocos hijos. El retraso en todo el calendario de transición a la vida adulta (conquista de la independencia financiera, dificultad para la obtención de una vivienda separada de la familia de origen y los matrimonios tardíos) está también relacionado con la baja fecundidad.

España no escapa a este contexto europeo más general, aunque tenga sus particularidades. El país ha experimentado intensas transformaciones en las últimas dos décadas. En este período ha habido un aumento del nivel de vida, los jóvenes han logrado un nivel educacional más alto que las generaciones mayores e incluso hay más libertad en el seno de la familia que en un pasado no muy lejano (Garrido y Requena, 1996). Entretanto, el paro, más común en las edades más jóvenes, los altos costos de la vivienda y la sensación constante de inestabilidad, dificulta la conquista de una autonomía completa y de la emancipación domiciliar. La estrategia utilizada por muchos jóvenes consiste en mantenerse en la condición de estudiante, viviendo en casa de los padres y sin pareja. Esta dificultad de emanciparse y formar nuevas familias es un factor que favorece la disminución de la fecundidad en España, país que registra una de las tasas de fecundidad más bajas de Europa.

Al igual que para los patrones de los países desarrollados, España, al lado de Italia, es descrita como presentando transiciones de las más tardías. Las explicaciones para el fenómeno normalmente priorizan argumentos económicos o culturales, o buscan combinarlos de alguna forma. España es reiteradamente considerada un país familista, sea porque su régimen de bienestar, en comparación a otros del continente europeo, delega a las familias amplias responsabilidades no cubiertas por la seguridad social, sea porque la institución familiar por razones históricas y culturales es más fuerte y presente en la vida de los individuos que en otras partes. En su estudio de la familia italiana, Saraceno (1994), sustenta que en un sistema de bienestar pobre como el italiano, la regla es que la familia y la red de parentesco respondan por la responsabilidad de asegurar el bienestar de los individuos frente a los riesgos socio-económicos. La familia es una unidad de ingresos y de recursos que comparte responsabilidad y trabajo siendo caracterizada por una estructura

2000)”. El mismo ha sido desarrollado dentro de una estancia de febrero a junio de 2008, de Joice Melo

basada en la solidaridad e interdependencias, marcada por asimetrías de género y generación. El contexto descrito por Saraceno, se aplica de cierto modo al sur de Europa en general, ilustrando las concepciones de familia y Estado en los países mediterráneos.

Entre los diversos aspectos que componen la transición a la vida adulta -salida de la escuela, entrada en el mercado de trabajo, salida de la casa de los padres, matrimonio y nacimiento del primero hijo-, la salida de la casa de los padres ha recibido especial atención de los investigadores que se dedican al caso español. En su estudio comparativo de la salida de la casa de los padres en España y en Gran Bretaña, Holdsworth (2000) afirma que los argumentos estrictamente económicos son insuficientes para dar cuenta de la complejidad de la cuestión. La autora defiende que el tratamiento de este tema debe contemplar no sólo la economía y la estructura de oportunidades, sino también las expectativas y normativas acerca del momento de partir de la casa de los padres y las relaciones intrafamiliares, o sea, el contexto cultural dónde tales decisiones son tomadas.

Simó, Castro y Soro (2005) enfatizan el papel de tres instituciones -el sistema educacional, el mercado de trabajo y el sistema de bienestar- en su explicación del modelo de transición a la vida adulta en España. Desde finales de la década de 1970, el país viene pasando por un amplio proceso de modernización y en períodos más recientes esto también ha implicado una integración acelerada a la economía global. España ha experimentado los efectos colaterales que acompañan la globalización, a saber: una creciente inestabilidad y precarización de las relaciones de trabajo que afectan diferenciadamente personas de los distintos tramos etáreos y sexos. La extensión de la escolaridad de las generaciones más jóvenes en parte se debe a cambios del propio sistema educativo, por ejemplo al aumento de cursos universitarios de duración más corta y especializada. Pero en parte resulta también de la dinámica del mercado laboral, pues apostar por prologar los estudios a niveles más altos es una estrategia con vistas a aumentar las oportunidades de construir una carrera, aunque esto también represente relegar proyectos personales de constitución de pareja y la decisión de tener hijos a un segundo plano, retrasándolas para un momento posterior más favorable. Además, el sistema de bienestar español sistemáticamente tiene la familia y no el Estado como protagonista, desempeñando la función de soporte y apoyo de los que no pueden responder íntegramente a sus necesidades básicas (Esping-Andersen,

1993). Es lo que ocurre con los jóvenes que conservan su posición de dependientes en la familia de origen cada vez por más tiempo.

Reconociendo que todo este escenario produce impacto sobre el curso de vida -apuntando a la posibilidad de su reorganización- especialmente en el caso de las personas que se encuentran en una fase muy temprana de su curso de vida y están realizando su transición a la vida adulta bajo estas condiciones, lo que se pretende en este artículo es medir las transformaciones de calendario en la transición a la vida adulta en dos puntos distintos en el tiempo: 1981 y 2001. ¿En qué edades los cambios de estatus en relación a la escuela, al trabajo y a la familia se intensifican? ¿Cómo el contexto arriba mencionado afecta el curso de vida? ¿La transición se ha hecho más compleja en España? ¿Hay variaciones regionales? En otras palabras, ¿las regiones más industrializadas, como Cataluña, en contraste con las menos industrializadas, por ejemplo, Galicia, presentan diferencias significativas en las transiciones de sus jóvenes?

La principal medida utilizada en este estudio, el índice de entropía, permite identificar las diferentes fases del curso de vida: la infancia, cuando se registran los valores más bajos del índice; la adolescencia, cuando el índice crece con intensidad más grande; la fase característica de los adultos jóvenes (*early adulthood*), cuando el índice alcanza sus valores máximos; y finalmente la vida adulta, cuando el índice empieza a bajar o a estabilizarse.

2.- Datos y método

Se utilizan los datos de los Censos de 1981 y 2001 provenientes del IPUMS -*Integrated Public Use Microdata Series-International* (2002)-, cedidos por el *Minnesota Population Center* de la Universidad de Minnesota. El objetivo es comparar la transición a la vida adulta en España y en las comunidades autónomas seleccionadas en los dos momentos de referencia. Para ello, se emplea la metodología de “análisis de entropía de combinaciones de estatus de cohortes ficticias” (*entropy analysis of status combinations of synthetic cohorts*) (Fussell, 2005; Fussell, 2006; Fussell, Evans y Gauthier, 2006), y dos indicadores propuestos por Modell, Furstenberg y Hershberg (1976), “duración y congruencia etárea de las transiciones”.

La entropía es un concepto originario de la Termodinámica que posteriormente ha migrado a la Economía y a las Ciencias de la Información. Theil (1972) amplía más el campo de

aplicación de esta técnica para diferentes áreas de las Ciencias Sociales, al demostrar que los resultados generados a partir de ella podrían subsidiar la explicación de procesos sociales difíciles de ser descritos y mensurables por otras vías.

A la vez, la entropía es interpretada como una medida del desorden de un sistema, pero inicialmente, cuando el concepto fue elaborado por la Física surgió esencialmente como una medida de transformación. Ese significado original es más evidente si recurrimos a la etimología de la palabra, que se deriva del griego “*em trope*” (en transformación) usada para referirse a algo en cambio (Colovan, 2004).

Cabe destacar que el análisis de entropía es una técnica de descomposición (Theil, 1972). Dada una totalidad, se busca separar las componentes del todo, siendo la entropía una medida de hasta qué punto se divide ese todo en segmentos, o sea, de cuanto ese todo se encuentra dividido internamente. En ese sentido, es también una medida de heterogeneidad. Para unos, mayor heterogeneidad representa intensa transformación; para otros, representa el desorden o el caos. Pero, un punto en que creemos hay consenso es que cuanto mayor la entropía, mayor es la complejidad de un fenómeno.

Fussell (2006) propone un abordaje metodológico que utiliza el análisis de entropía en el estudio de la transición a la vida adulta. En la práctica, consiste en calcular medidas de entropía, o sea, medidas de heterogeneidad, a partir de las combinaciones de estatus (si se es estudiante, trabajador, jefe de hogar o miembro de una pareja) por edad, asumiendo los datos censales de un determinado año como correspondiendo a una cohorte sintética.

Desde la perspectiva de su potencial explicativo, la técnica hace posible medir diferencias en el calendario de la transición para la vida adulta a lo largo del tiempo, por comparación de dos o más cohortes sintéticas extraídas de los censos de población de áreas geográficas distintas o de una misma área en tiempos históricos distintos.

Todo el raciocinio tiene por base la aplicación del índice de entropía de Theil (1972):

$$E_x = \sum_s p_{s,x} * \log (1/p_{s,x})$$

Donde, E es el propio índice de entropía, s indica una determinada combinación de estatus, x una cierta edad y $p_{s,x}$ es la proporción de la población a la edad x que se encuentra en la

combinación de estatus s . El cálculo se obtiene por el producto de la proporción de la población de la edad x en la combinación de estatus considerada ($p_{s,x}$) por el logaritmo natural de la probabilidad inversa de esta misma combinación de estatus particular ($1/p_{s,x}$). La suma de todas las medidas así construidas considerando todas las combinaciones de estatus posibles para la población de una cierta edad específica, resulta en el índice de entropía general en la edad x (E_x), que indica el grado de heterogeneidad de las combinaciones de estatus en aquella edad (Fussell, 2006: 9).

El rango del índice de entropía general va de 0, cuando hay perfecta homogeneidad (o sea, todos los individuos estarían concentrados en una única combinación de estatus) hasta la entropía máxima (máxima heterogeneidad, situación en la cual existiría exactamente el mismo número de individuos en cada una de las combinaciones de estatus posibles). El valor numérico de la entropía máxima depende de cuantos estatus están siendo combinados, ya que en el cálculo de la entropía máxima es preciso conocer el número total de combinaciones de estatus posibles:

$$E_{\max} = \sum (1/C_s) * \ln [1/(1/ C_s)]$$

Siendo E_{\max} la entropía máxima y C_s el número total de combinaciones de estatus posibles.

Para que el índice se torne un valor de más fácil lectura, la sugerencia de Fussell (2006) es que hagamos la conversión del índice en un porcentaje de la entropía máxima. Cuanto más próximo a 100% (entropía máxima), más grande es la dispersión de los individuos en diferentes combinaciones de estatus. Inversamente, cuanto más próximo a cero, más los individuos están concentrados en algunas pocas combinaciones de estatus, existiendo consecuentemente, una estructura más rígida de papeles asumidos por gran parte de las personas de aquella edad.

Al calcular los índices de entropía por edad específica conforme a lo descrito arriba y, a partir de estos resultados, construyendo un gráfico de líneas, es viable identificar cuándo una transición a la vida adulta de una cohorte sintética empieza y termina, así como cuándo alcanza su máxima intensidad. El recurso gráfico permite visualizar que en las edades más cercanas a la infancia y a los primeros años de la adolescencia (cuando la mayoría de las personas están concentradas en una combinación de estatus bien característica: estudiante, que no trabaja, dependiente de uno de los padres o de ambos, sin experiencia conyugal) los

índices de entropía son siempre los más bajos. A medida que la edad avanza y las personas cambian de estatus asumiendo nuevos papeles sociales, en general en algún punto de la juventud, los índices de entropía empiezan a aumentar hasta alcanzar un clímax, que caracteriza la edad en la cual hay una mayor heterogeneidad de combinaciones de estatus, en la cual se evidencia una mayor efervescencia de transformaciones de condiciones juveniles.

Se puede considerar que la edad en que una gran mayoría de las personas escapa de la combinación típica de estudiante-hijo-dependiente y en que la cohorte pasa a presentar combinaciones alternativas, marca el inicio del período de transición para la vida adulta de dicha cohorte. De manera análoga, en las edades en que el índice cae o se estabiliza relativamente son aquellas en que podemos considerar la transición terminada para la inmensa mayoría de la población.

Una segunda etapa del análisis consiste en evaluar la contribución de cada estatus en la producción de heterogeneidad de estatus por edad. Eso puede darnos una indicación de qué cambios de estatus son más importantes en cada edad, y cuáles cambian primero. Para eso, se calcula el índice eliminando un estatus cada vez. Con la eliminación de uno de los estatus, obviamente se espera la disminución de la entropía máxima. Entonces, se calcula la diferencia porcentual entre la entropía (E -o sea, aquella que considera todos los estatus) y la entropía cuando uno de los estatus no es incluido en el cálculo, que llamaremos de entropía reducida (Er). Conociendo la entropía y la entropía reducida para cada estatus eliminado, podemos encontrar la heterogeneidad observada (O) y compararla con la heterogeneidad predicha (P):

$$O = ((E - Er)/E)*100$$

Donde, O es la heterogeneidad observada; E, la entropía y Er, la entropía reducida.

$$P = ((\text{Max } E - \text{Max } Er) / \text{Max } E)*100$$

Donde P es la heterogeneidad predicha; Max E, la entropía máxima cuando se considera todos los estatus y Max Er, la entropía máxima excluyendo un estatus. En el presente análisis son considerados cuatro estatus (escolar, laboral, residencial y marital), luego, la entropía máxima E será:

$$\text{Max } E = \sum (1/16) * \log [1/(1/16)] = 2,773$$

Y la entropía máxima cuando uno de los estatus es excluido es dada por:

$$\text{Max Er} = \Sigma (1/8) * \log [1/(1/8)] = 2,079$$

Así, la heterogeneidad predicha (P) es:

$$P = ((2,773 - 2,079) / 2,773) * 100 = 25\%$$

La heterogeneidad predicha nos ofrece un parámetro de referencia para la evaluación de la heterogeneidad observada. Siempre que la heterogeneidad observada sea más grande que la heterogeneidad predicha, esto es, ocurre una disminución de más del 25% en la entropía cuando se elimina uno de los estatus, podemos interpretar que el estatus eliminado contribuye significativamente más para elevar la entropía, comparado a los demás estatus.

El cuadro 1 presenta los ítems considerados en el estudio y qué información sobre los estatus pertinentes a la transición a la vida adulta nos ofrecen:

Cuadro 1.- Ítems utilizados en el análisis combinatorio

<i>Ítems de base de IPUMS</i>	<i>Estatus en la transición a la vida adulta</i>
SCHOOL (<i>School Attendance</i>): Indica si la persona frecuenta escuela en la fecha del censo o en algún periodo específico anterior al censo.	Estatus educacional Estudiante <i>versus</i> no-estudiante (Indicativo de término, interrupción o abandono de la formación escolar).
EMPSTAT (<i>Employment estatus</i>): Indica si el individuo hace parte de la fuerza de trabajo –está trabajando o procurando trabajo en un periodo de tiempo específico.	Estatus ocupacional Trabajador <i>versus</i> no-trabajador (Indicativo de dependencia económica).
RELATE (<i>Relationship to household head</i>): Describe la relación del individuo con el responsable por el hogar (algunas veces llamado de jefe del hogar o persona de referencia).	Estatus residencial Dependencia <i>versus</i> autonomía residencial (Si ocupa la posición de responsable por el domicilio o de cónyuge, caracterizase la autonomía residencial).
MARST (<i>Marital estatus</i>): Describe el estatus marital corriente de la persona de acuerdo con la ley o la costumbre.	Estatus marital No está unido(a) <i>versus</i> está en unión

Fuente: Documentación de variables, IPUMS (2002).

Otras medidas complementarias utilizadas en este estudio son: la extensión (spread) y el índice de congruencia etárea (age-congruity) (Modell, Furstenberg y Hershberg, 1976).

La duración es el período de tiempo necesario para que una proporción prefijada de la población realice la transición. En la práctica, se calcula como la diferencia entre la edad del decil noveno y la del primero, considerando únicamente los individuos de un tramo etáreo preestablecido que, de facto, realizaran un determinado evento. No se consideran ni los que realizan el evento en edades inferiores al primer decil ni los que lo hacen después del noveno, que pueden ser considerados como *outliers*. En el cálculo de la duración serán considerados los individuos con edades entre 15 y 30 años.

El índice de congruencia etárea (*age-congruity*) nos informa de cuando la duración de dos diferentes transiciones se superpone en el tiempo. Si dos transiciones ocurren en un mismo espacio de tiempo, o sea, están concentradas en un mismo intervalo etáreo (*t* tiene la misma duración), el índice de congruencia etárea será próximo a 1. Por otro lado, si las transiciones en cuestión son incongruentes, o sea, ocurren en edades nítidamente diferentes, el valor del índice será bajo, tendiendo a cero. Este índice puede variar de cero, completa incongruencia etárea, hasta 1 -la total superposición de las edades de ocurrencia de las transiciones consideradas.

$$\text{Índice de congruencia etaria} = \frac{2 * (\text{n}^{\circ} \text{ años sobrepuestos entre dos transiciones})}{\text{spread de la transición A} + \text{spread de la transición B}}$$

Con esas herramientas analíticas, mediremos las transformaciones y las continuidades en la transición para la vida adulta en España, con especial atención a Cataluña y a Galicia, entre 1981 y 2001.

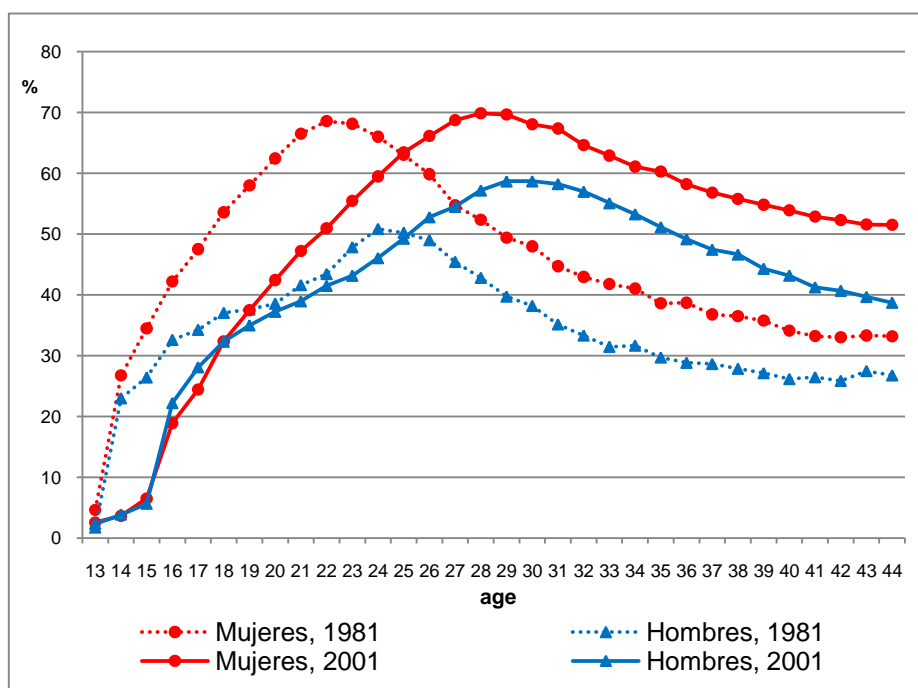
3.- Resultados para el total de España

Según Fussell (2006), durante la infancia es cuando se verifican los más bajos índices de entropía, o sea, es cuando la heterogeneidad es prácticamente nula, puesto que los niños, sobretodo en países desarrollados, están insertos en el sistema educacional, viven bajo la protección de sus familias, no se ocupan de ninguna actividad productiva y tampoco han formado pareja. Las edades comprendidas en la adolescencia, los años “*teen*”, se caracterizan por un rápido aumento de la heterogeneidad. Cuando la heterogeneidad alcanza su auge, se puede fácilmente identificar el tramo etáreo compuesto por los adultos jóvenes, aquellos que intensifican sus diferentes cambios de status. Después de este

momento, la heterogeneidad decrece caracterizando la fase adulta propiamente dicha, cuando la tendencia es el encuadramiento en los papeles sociales típicos del mundo adulto, sea frente al mundo productivo, sea frente a la esfera familiar.

El gráfico 1 presenta los índices de entropía para España en 1981 y 2001 según sexo. El patrón de las curvas, con valores del índice bastante bajos en las primeras edades de la adolescencia, evidencia un aumento de la heterogeneidad de combinaciones de status en las edades subsiguientes hasta alcanzar un máximo alrededor de los 25 años en 1981, o con poco más de 30 años en 2001. Después de este punto de más elevada heterogeneidad, los valores del índice disminuyen. Este patrón de las curvas describe justamente la concentración de los cambios de estatus en tramos etáreos circunscritos. Los cambios ganan importancia con el avance de la adolescencia y asumen su expresión máxima en las edades adultas jóvenes.

Gráfico 1.- Índice de Entropía para España, 1981 y 2001



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

De la observación de las curvas referentes a hombres y mujeres en 1981 y 2001, se percibe que hubo transformaciones significativas en el curso de vida de los individuos en España.

En las edades inferiores a los 14 años en 1981 y a los 16 años en 2001 se observa que los índices son bastante bajos. Este comportamiento es esperado, dado que hay alta concentración de individuos en la combinación del estatus de estudiante, que no trabaja, es soltero y vive con los padres. Además, los índices para esas edades en 2001 son aún más bajos que en 1981, evidenciando que más adolescentes estaban encuadrados en el perfil arriba mencionado. De hecho, la Ley General de Educación de 1970 obligaba a permanecer en la escuela como mínimo hasta los 14 años de edad, la Ley Orgánica de Ordenación del Sistema Educativo (LOGSE) de 1990 lo prolongó hasta los 16 años. Si contrastamos el índice de entropía de hombres y mujeres a estas edades en 1981 y 2001 nos damos cuenta que la transformación pasados esos veinte años ha sido realmente profunda, dado que el perfil de estudiante, que no trabaja y es dependiente de la familia se torna prácticamente universal con anterioridad a estos umbrales etáreos. Hay que añadir, como explicación, que el Estatuto de los Trabajadores de 1981 impedía empezar a trabajar con anterioridad a los 16 años de edad.

En la comparación del índice de entropía en España para 1981 y 2001, se percibe que hubo también un retraso de seis años en las edades máximas de la transición a la vida adulta. En 1981, la edad de mayor heterogeneidad ocurría a los 22 años entre las mujeres y a los 24 años entre los hombres. En 2001, se observa que las edades de mayor heterogeneidad pasan a ser respectivamente 28 y 30 años.

De acuerdo con el gráfico 1, después de cumplida la edad máxima en la transición, la heterogeneidad se mantiene en niveles más elevados en 2001 que en 1981, es decir, en la práctica se realizan un número mayor de combinaciones de estatus en 2001 que en 1981. A partir de eso se puede afirmar que el curso de vida se ha tornado más complejo en España, no habiendo una trayectoria o camino único, en el cual, tras cierta edad, la inmensa mayoría deje la escuela, trabaje y forme una pareja. En verdad, las posibilidades alternativas de combinar esos diferentes aspectos de la vida se multiplicaron y están abiertas a la concretización. Esa es una importante evidencia de que superada la fase de educación escolar, la cual tiende a conferir cierta uniformidad a la experiencia individual, el curso de vida tiende a volverse mucho menos estandarizado.

Además, los índices de entropía asumen valores mucho más altos entre las mujeres que entre los hombres, ya a partir de los 15 años en 1981 y de los 20 años en 2001. Así, se verifica una mayor variabilidad de posibilidades de combinaciones de estatus entre las

mujeres que entre los varones. La principal razón por la que el índice se mantiene elevado entre las mujeres es el hecho de que la inserción en el mercado de trabajo no es una experiencia tan universal entre las mujeres como entre los hombres. La mayor heterogeneidad del curso de vida femenino sugiere que es también más complejo. Por un lado, la cúspide más temprana de las curvas que describen los cursos de vida femeninos en 1981 y 2001 revelan que el calendario de transición de las mujeres antecede al de los hombres. Ello es así principalmente porque las mujeres se casan y dejan de vivir con la familia de origen a una edad más temprana que sus pares del sexo masculino a la misma edad.

En la tabla 1, presentamos el porcentaje de disminución de la entropía total cada vez que uno de los estatus es suprimido. Cuanto mayor es la disminución asociada al estatus eliminado, mayor es la importancia del referido estatus en el tramo etéreo en cuestión. Cuando esta disminución es superior a 25% (casos destacados en la tabla en negrita), la importancia del estatus en cuestión es altamente significativa en la producción de heterogeneidad, más de lo que cabría esperar.

Los resultados obtenidos para España muestran que para el tramo etéreo 15-19 años, tanto en 1981 cuanto en 2001, para ambos sexos, los estatus escolar y laboral son los que producen más heterogeneidad, puesto que los eventos característicos de esta fase son la salida de la escuela y la entrada en la fuerza de trabajo.

Para los hombres de 20-24 años en 1981, los diferentes estatus tienen pesos relativamente similares. Ya en 2001, llama la atención el aumento de importancia del estatus residencial, lo que apunta al crecimiento de la heterogeneidad entre los hombres jóvenes debido a la emergencia de alternativas a la opción de vivir con los padres. Aún así, la alternativa de vivir con la familia de origen se conserva importante entre los hombres por más tiempo que entre las mujeres. Esa afirmación se sustenta en la constatación de que desde el grupo de edad de 20-24 años en adelante, el peso del estatus residencial se mantiene más alto entre los hombres que entre las mujeres. Vivir en la casa de los padres en edades superiores a los 25 y 30 años parece ser una opción más común entre los hombres que entre las mujeres de España. Es justamente el estatus residencial el que da muestras de ser el estatus que produce la heterogeneidad más significativa entre los hombres de España.

El estatus marital también revela comportamiento distinto entre hombres y mujeres. Entre ellos la experiencia de estar o no conviviendo en pareja produce más heterogeneidad que

entre ellas. Vivir en una unión marital es una experiencia menos universal entre los hombres que entre las mujeres. En las edades por encima de los 30 años, vivir o no en unión es probablemente un factor generador de diversidad en las trayectorias masculinas. Eso se observa porque una parte considerable de los hombres retrasan más el matrimonio que las mujeres. A pesar de esto, se quiere resaltar también la evidencia de que entre las mujeres por encima de los 25 años el estatus marital pasa a generar más heterogeneidad en 2001 de lo que generaba en 1981, aunque no tenga el mismo nivel de significación que entre los hombres.

Tabla 1.- Porcentaje de cambio en el índice de entropía debido a la exclusión de cada uno de los estatus por grupos quinquenales de edad, España (1981 y 2001)

España			15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44
1981	Hombres	escolar	-19,18	-17,63	-12,61	-10,36	-7,56	-4,36
		laboral	-18,63	-14,59	-9,16	-10,68	-14,69	-22,96
		residencial	-2,91	-13,76	-24,88	-29,81	-30,83	-28,05
		marital	-5,79	-17,02	-2,94	-24,48	-25,00	-25,14
	Mujeres	escolar	-34,56	-17,09	-9,01	-6,31	-5,15	-3,41
		laboral	-30,83	-30,84	-37,44	-41,27	-43,17	-45,99
		residencial	-3,84	-13,41	-20,04	-21,61	-22,02	-20,29
		marital	-7,09	-12,72	-14,06	-14,27	-14,75	-15,58
2001	Hombres	escolar	-21,03	-7,12	-5,04	-4,23	-4,85	-5,74
		laboral	-10,14	-8,32	-8,10	-8,63	-12,05	-16,83
		residencial	-8,42	-22,43	-29,70	-29,00	-26,60	-24,47
		marital	-4,14	-9,29	-23,05	-30,76	-30,52	-28,08
	Mujeres	escolar	-20,08	-7,13	-7,24	-9,45	-11,40	-11,80
		laboral	-11,77	-12,61	-17,26	-27,37	-36,01	-41,71
		residencial	-10,09	-21,13	-24,23	-21,12	-17,68	-15,68
		marital	-6,60	-11,98	-21,47	-23,22	-21,06	-19,05

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

Entre las mujeres es el estatus laboral lo que más produce heterogeneidad en todos los tramos etáreos en 1981 y en las edades por encima de los 30 años en 2001. Esa

información requiere más atención. Que el estatus laboral produzca heterogeneidad en todos los tramos etáreos en 1981 es reflejo de que la participación en el mercado de trabajo no presentaba una clara pauta entre las mujeres, pues había tantas mujeres insertas como excluidas del sistema productivo. Una posible razón de que en 2001 el estatus laboral pasara a producir una heterogeneidad significativa por encima de los 30 años es que por alguna razón en estos tramos etáreos tenemos nuevamente tantas mujeres dentro como fuera del mercado de trabajo. Como hipótesis explicativa proponemos que puede ser un efecto indirecto de la retirada del mundo productivo motivada por la maternidad, que en España en la actualidad ocurre tardíamente (un efecto, en consecuencia, de edad, biográfico). Una segunda hipótesis sería que esas mujeres por encima de los 30 años guardan un comportamiento similar al de las generaciones retratadas en el censo de 1981, por el contrario, las mujeres por debajo de los 30 años reflejadas por el censo de 2001 realmente presentarían un comportamiento distinto en lo que se refiere a su vida productiva (un efecto, en consecuencia, de generación).

4.- El caso particular de Cataluña y Galicia

Hubo cambios importantes en la transición a la vida adulta también cuando se observan las transformaciones ocurridas entre 1981 y 2001 en las comunidades autónomas seleccionadas, Cataluña y Galicia. La principal de ellas es el desplazamiento de la fase de más alta heterogeneidad del tramo 20-25 años en 1981 al tramo 25-30 años en 2001. Con todo, hubo a lo largo del período una tendencia a la convergencia del proceso de transición entre las comunidades autónomas y el total de España. Los incrementos en la duración de la juventud contribuyeron a esa convergencia. Si en España se dio un retraso de seis años en el máximo de heterogeneidad, como afirmamos anteriormente (lo que nos permite inferir que hubo un incremento de seis años en el tiempo de juventud), en Cataluña hubo un incremento de seis años para las mujeres y de cinco años para los hombres. Por otro lado, en Galicia el incremento fue de cinco años para las mujeres y de tres años para los hombres: así, los incrementos en años de juventud fueron más reducidos en Galicia que en Cataluña. En concreto, para las mujeres en 1981, el máximo de heterogeneidad en las combinaciones de estatus fue a los 22 años en España y Cataluña, y a los 23 años en Galicia. En 2001, pasa a ser en las mujeres a los 28 años en todas las unidades geográficas consideradas. Entre los hombres en 1981, fue a los 24 años en España y Cataluña, y a los

27 años en Galicia. En 2001, se registra a los 30 años en todas las unidades geográficas. En conclusión, se produjo una convergencia territorial, tanto entre los hombres como entre las mujeres, gracias a la mayor velocidad de cambio en el caso gallego.

Una información adicional aparece respecto a los diferenciales por género en tiempo de juventud. Para España y Cataluña se mantiene la diferencia de dos años entre el máximo en la heterogeneidad entre hombres y mujeres, es decir, ellas asumen papeles adultos más tempranamente. Por el contrario, destaca también la disminución de la distancia en el tiempo de juventud entre hombres y mujeres en Galicia. Si en 1981 la diferencia era de cuatro años, en 2001 ésta se redujo a la media de las otras unidades geográficas, dos años. De nuevo, vemos como el modelo gallego ha convergido históricamente a la media española en los veinte años observados.

De hecho, el curso de vida de las mujeres gallegas en 1981 era de lo más heterogéneo, registrándose índices de entropía más elevados que en España y Cataluña ya a partir de los 16 años. Mientras que los datos de Cataluña y España en 1981 prácticamente convergían después de los 30 años, el comportamiento de la curva representando a las mujeres gallegas indica un grado de heterogeneidad mucho más elevado en comparación con Cataluña y España.

El cómputo del peso particular de cada estatus (ver tablas 1, 2 y 3, gráficos 2 y 3 y las gráficas en el anexo, que permiten visualizar la evolución del peso de cada estatus por edad simple), revela que la más elevada heterogeneidad encontrada para las mujeres gallegas en 1981 se debe en gran medida a los estatus laboral y residencial.

Aunque entre las mujeres en 1981, el estatus laboral produce una heterogeneidad significativa en todas las edades y unidades geográficas, las mujeres gallegas estaban más dispersas en diferentes situaciones, viviendo en casa de sus padres, tanto las solteras como las casadas, y muchas veces trabajando. Respecto a esto, las mujeres en Cataluña y en España estaban más concentradas en la situación de mujer casada e inactiva después de los 30 años. Esa situación cambia en 2001. La dispersión en diferentes combinaciones de estatus aumenta en España y en las dos comunidades autónomas seleccionadas, de manera que es más difícil atribuir la heterogeneidad a un estatus en específico. De alguna manera podríamos decir que España y en particular Cataluña se han *galleguizado*. Aún así, el peso del estatus laboral sigue siendo bastante importante en la producción de heterogeneidad

dentro del grupo de mujeres con edad más allá de los 30 años en España y en Galicia, y por encima de los 35 años en Cataluña.

Tabla 2.- Porcentaje de cambio en el índice de entropía debido a la exclusión de cada uno de los estatus por grupos quinquenales de edad, Cataluña (1981 y 2001)

Cataluña			15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44
1981	Hombres	escolar	-22,77	-20,82	-15,90	-12,46	-7,51	-5,29
		laboral	-22,37	-13,59	-7,90	-10,07	-14,52	-21,78
		residencial	-3,01	-14,36	-24,28	-30,22	-30,78	-29,78
		marital	-5,45	-16,70	-24,21	-26,81	-26,98	-28,13
	Mujeres	escolar	-27,01	-16,42	-9,90	-7,47	-6,37	-3,53
		laboral	-27,79	-29,46	-40,96	-45,59	-47,19	-52,20
		residencial	-3,56	-13,54	-19,09	-21,41	-21,34	-20,49
		marital	-5,75	-11,88	-13,04	-13,63	-13,77	-14,06
2001	Hombres	escolar	-28,64	-10,64	-6,76	-5,72	-5,98	-7,04
		laboral	-14,38	-12,53	-10,98	-11,44	-13,96	-18,81
		residencial	-8,06	-24,66	-29,30	-27,52	-25,59	-22,76
		marital	-2,65	-8,38	-22,61	-31,07	-31,24	-29,03
	Mujeres	escolar	-31,76	-11,68	-9,33	-10,29	-11,76	-12,92
		laboral	-13,08	-13,82	-16,63	-24,45	-33,28	-39,27
		residencial	-9,87	-22,98	-24,99	-21,05	-17,48	-14,83
		marital	-5,64	-11,87	-22,93	-26,17	-23,79	-20,58

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

La transición a la vida adulta es similar para los varones en las distintas comunidades autónomas. Entre los hombres, el peso del estatus laboral en la producción de heterogeneidad está lejos de tener la importancia que ocupaba entre las mujeres en 1981. Por otro lado, en 2001, la disparidad entre los sexos en relación al estatus laboral, se reduce bastante entre los más jóvenes, pero se mantiene viva en las edades por encima de los 30 años como afirmamos arriba. Una hipótesis es que este hecho puede estar relacionado con la fecundidad en estos tramos etáreos, es decir, con una probable retirada femenina del mercado de trabajo coincidiendo con la maternidad.

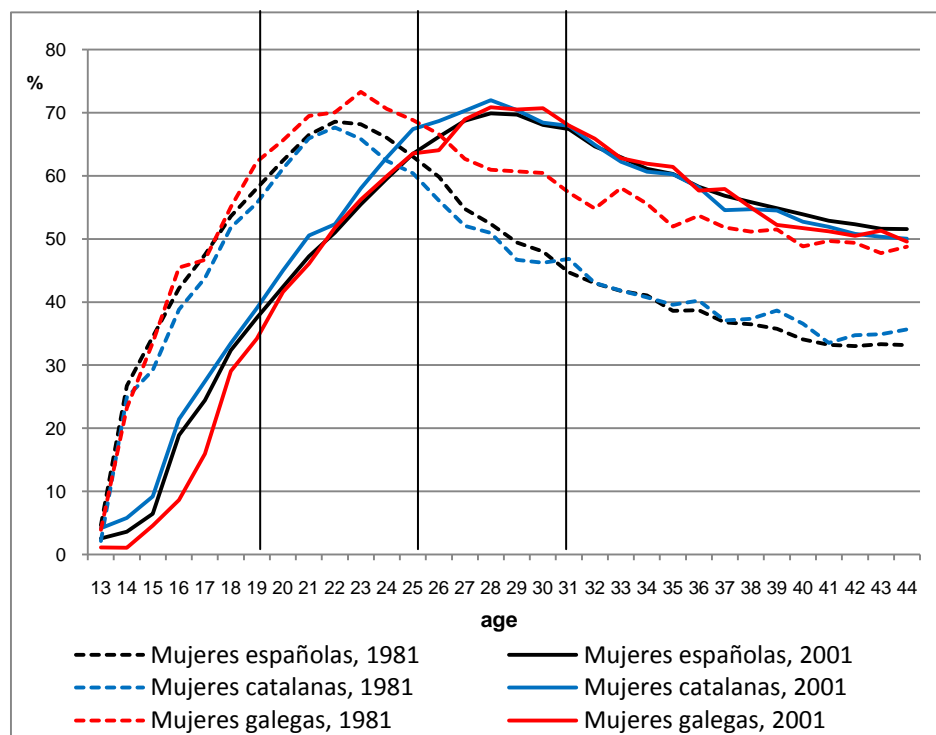
Tabla 3.- Porcentaje de cambio en el índice de entropía debido a la exclusión de cada uno de los estatus por grupos quinquenales de edad, Galicia (1981 y 2001)

	Galicia		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44
1981	Hombres	escolar	-12,97	-11,77	-6,28	-3,87	-3,16	-2,07
		laboral	-13,24	-12,16	-9,11	-8,77	-10,72	-16,30
		residencial	-3,37	-15,91	-32,47	-42,56	-46,84	-43,04
		marital	-11,67	-19,83	-19,02	-17,81	-16,81	-16,48
	Mujeres	escolar	-33,52	-13,54	-4,89	-2,88	-1,98	-1,60
		laboral	-27,29	-29,40	-34,65	-37,06	-40,26	-42,32
		residencial	-4,59	-18,44	-29,58	-32,62	-32,51	-29,36
		marital	-11,67	-19,83	-19,02	-17,81	-16,81	-16,48
2001	Hombres	escolar	-27,88	-9,87	-6,35	-4,71	-4,89	-5,46
		laboral	-11,06	-11,14	-10,79	-11,61	-15,97	-20,70
		residencial	-7,49	-17,11	-26,11	-29,27	-27,65	-24,85
		marital	-6,22	-10,46	-24,15	-29,19	-27,07	-24,31
	Mujeres	escolar	-30,66	-12,09	-8,83	-9,08	-9,70	-10,48
		laboral	-10,77	-13,77	-17,62	-27,52	-37,05	-43,71
		residencial	-11,81	-18,52	-22,89	-22,61	-18,81	-16,65
		marital	-6,24	-13,64	-21,58	-22,37	-18,93	-17,35

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

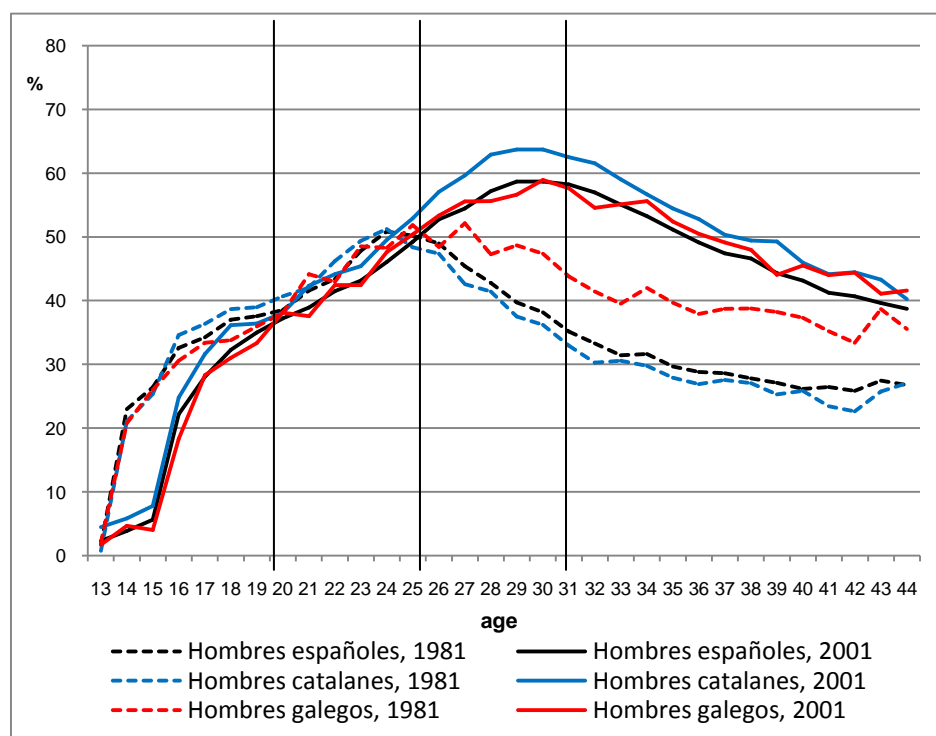
El estatus residencial afecta más a los hombres que a las mujeres, lo que es consistente con la práctica más común entre los hombres de convivir con sus padres hasta edades más tardías. Por otro lado, el estatus marital asume un peso entre los hombres que no se observa en ningún caso entre las mujeres. Sobre todo en Cataluña y España parece haber un grupo de hombres que viene postergando largamente la formación de la unión por encima de los 30 años, tanto en 1981 como en 2001. Entre los gallegos esa tendencia no estaba tan presente en 1981, pero se observa claramente en 2001. Los hombres se mantienen dispersos entre los grupos según estado civil en las edades en las que las mujeres tienden a la concentración en el estatus de mujer unida.

Gráfico 2.- Índice de Entropía para mujeres, 1981 y 2001



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

Gráfico 3.- Índice de Entropía para hombres, 1981 y 2001



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

La medida de duración de las transiciones como son la salida de la escuela, entrada en el mercado de trabajo, formación de un domicilio separado de la familia de origen y formación de unión (tabla 4), indica que el tiempo entre la producción de los eventos considerados entre el primer y el noveno decil disminuyó entre 1981 y 2001.

Tabla 4.- Duración de las transiciones para España y comunidades seleccionadas, 1981 y 2001

Sexo	Área	Estatus	1981			2001		
			10%	90%	Spread	10%	90%	Spread
Mujeres	España	Salida de la escuela	16.63	28.54	11.91	19.33	29.06	9.73
		Entrada en el mercado de trabajo	16.28	27.60	11.32	19.37	28.99	9.61
		Autonomía residencial	20.76	29.14	8.38	21.90	29.43	7.53
		Unión	20.36	29.10	8.73	22.77	29.49	6.72
	Cataluña	Salida de la escuela	17.08	28.70	11.62	19.31	29.03	9.72
		Entrada en el mercado de trabajo	16.35	27.61	11.26	19.48	29.00	9.52
		Autonomía residencial	20.76	29.12	8.37	22.07	29.40	7.32
		Unión	20.55	29.12	8.58	23.07	29.49	6.42
	Galicia	Salida de la escuela	16.80	28.63	11.82	19.99	29.13	9.14
		Entrada en el mercado de trabajo	16.50	28.26	11.76	20.05	29.05	9.00
		Autonomía residencial	20.36	29.15	8.79	21.70	29.46	7.76
		Unión	19.68	29.08	9.40	22.35	29.49	7.14
Hombres	España	Salida de la escuela	16.65	28.52	11.87	18.69	28.96	10.28
		Entrada en el mercado de trabajo	16.64	28.50	11.86	18.79	28.97	10.18
		Autonomía residencial	22.38	29.34	6.96	22.20	29.49	7.28
		Unión	22.06	29.31	7.25	23.80	29.58	5.78
	Cataluña	Salida de la escuela	16.91	29.61	12.70	18.67	28.95	10.28
		Entrada en el mercado de trabajo	16.81	28.56	11.76	18.86	28.95	10.09
		Autonomía residencial	22.37	29.26	6.89	22.49	29.47	6.98
		Unión	22.24	29.26	7.02	24.14	29.58	5.44
	Galicia	Salida de la escuela	16.86	28.62	11.76	18.95	28.96	10.01
		Entrada en el mercado de trabajo	16.87	28.62	11.74	19.10	28.97	9.87
		Autonomía residencial	21.81	29.37	7.55	21.87	29.50	7.63
		Unión	21.22	29.31	8.09	23.23	29.55	6.32

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

Aunque más gente postergaba esos eventos, si consideramos los datos transversales como datos de una cohorte ficticia, podemos decir que a pesar del dilatamiento de los eventos, cuando ellos ocurren, acontecen en un espacio de tiempo más corto en 2001 para una gran mayoría de los individuos. Quisiéramos remarcar que el único evento que huyó a esta regla fue la salida de la casa de la familia de origen en el caso de los hombres. La duración del tiempo necesario para la conquista de autonomía residencial fue levemente más larga para la cohorte hipotética masculina en 2001 que en 1981.

Los resultados relativos a la congruencia etárea, es decir, a la superposición de las edades de ocurrencia de dos eventos (tabla 5), apunta al aumento de la convergencia entre las edades de salida de la escuela y entrada en el mercado de trabajo. Para hombres y mujeres hay fuerte congruencia entre el momento de ocurrencia de uno y otro de esos eventos. En contraste, en 1981, la congruencia entre esos dos eventos era más pequeña entre las mujeres. En 2001, hombres y mujeres se encuentran en el mismo grado de congruencia etárea tanto en España como en las comunidades autónomas seleccionadas.

Las llamadas transiciones familiares, formación de unión y emancipación residencial, aparentemente están ocurriendo de modo menos simultáneo en 2001 que en 1981. Sea en España en general o en Cataluña y Galicia en particular, se verifica una disminución de la congruencia entre las edades de formación conyugal y salida de la casa de la familia de origen. Esa disminución es más acentuada entre los hombres que entre las mujeres, marcadamente en Cataluña y España, y en menor grado en Galicia. Una alta congruencia entre las edades de salida de la casa de los padres y formación de unión puede llevar a corroborar la idea de que gran parte de las personas sale de la casa de la familia de origen justamente motivada por la unión marital. Aunque siga siendo alta la congruencia etárea entre esos dos eventos ligados a la esfera familiar, el hecho de que hubo una ligera disociación entre los dos eventos señala que una parte de la población debe estar saliendo de la casa de la familia por otros motivos que no son propiamente el matrimonio (pudiendo ser, por supuesto, la cohabitación consensual o unión de hecho).

En cuanto a las transiciones mixtas, aquellas que combinan un evento de orden familiar con otro de orden no familiar, se observa que entre 1981 y 2001 hubo una disminución de la congruencia entre las edades de salida de la escuela y formación de unión marital. En Cataluña, más que en España o Galicia, y entre los hombres, más que entre las mujeres, ocurrió un distanciamiento en el tiempo entre los dos eventos.

Tabla 5.- Congruencia etaria de pares de transiciones por sexo y comunidad autónoma, 1981 y 2001

		<i>Hombres</i>						<i>Mujeres</i>					
		<i>1981</i>			<i>2001</i>			<i>1981</i>			<i>2001</i>		
		Spain	Catalonia	Galicia	Spain	Catalonia	Galicia	Spain	Catalonia	Galicia	Spain	Catalonia	Galicia
<i>Transición no familia:</i>	Salida de la escuela/Trabajo	1,00	0,95	1,00	0,99	0,99	0,99	0,94	0,92	0,97	0,99	0,99	1,00
<i>Transición familiar:</i>	Unión/posición de jefe o pareja	0,98	0,99	0,96	0,87	0,86	0,90	0,97	0,99	0,96	0,93	0,92	0,95
<i>Transiciones mistas:</i>	Salida de la escuela/Unión	0,68	0,71	0,75	0,64	0,61	0,70	0,79	0,81	0,84	0,76	0,74	0,83
	Salida de la escuela/posición de jefe pareja	0,65	0,70	0,71	0,77	0,75	0,80	0,77	0,79	0,80	0,83	0,82	0,88
	Trabajo/Unión	0,67	0,67	0,75	0,65	0,62	0,71	0,72	0,70	0,81	0,76	0,74	0,83
	Trabajo/posición de jefe o pareja	0,65	0,66	0,71	0,77	0,76	0,81	0,69	0,70	0,77	0,83	0,82	0,88

Fuente: Elaboración a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.

Comparado a 1981, en 2001, aumentó la congruencia etárea entre las edades en que se ejerce actividad productiva y se alcanza autonomía residencial para hombre y mujeres en las tres unidades geográficas consideradas. Además, disminuyó la congruencia etárea entre los eventos de ejercicio de actividad productiva y matrimonio entre los hombres, en cuanto se observa justamente el contrario entre las mujeres.

5.- Conclusiones

El curso de vida en 2001 es más complejo que en 1981. Y tanto en 1981 como en 2001, fue más complejo entre las mujeres que entre los hombres. El retraso de la cohorte ficticia de 2001 en alcanzar el máximo de heterogeneidad señala el prolongamiento de condiciones típicas de la juventud, tales como dependencia residencial y el no tener trabajo (lo que incrementa la dependencia financiera), hasta edades bastante más elevadas que en 1981.

El curso de vida de los españoles y españolas hasta las edades alrededor de los 20-24 años sigue razonablemente un estándar, visto que en 2001, para los menores de esta edad, el índice de entropía es menor o al menos próximo a los de 1981. Es decir, las posibilidades de combinaciones de estatus son más reducidas, indicando la concentración de individuos en las mismas condiciones en los cuatro criterios de transición considerados. A partir del tramo 25-30 años, los niveles de las curvas referentes a 2001 son siempre superiores al de aquellas de 1981, indicando la dispersión de los individuos en combinaciones de estatus que antes tenían menor importancia. Eso señala que están siguiendo trayectorias muy distintas a partir de estas edades.

El retraso en la entrada en la edad adulta, o la ganancia en tiempo de juventud -todo depende de la perspectiva- es proporcional al aumento de la esperanza de vida en España. La esperanza de vida que era en 1981 próxima a 75,4 años; pasa en 2001 a ser de 79,44 años. Por tanto, en estos veinte años hubo un aumento de la esperanza de vida alrededor de cinco años, lo que es consistente con el desplazamiento de las cúspides que marcan la edad adulta joven del quinquenio 20-24 años al siguiente, 25-29 años. No se quería dejar de destacar que las comunidades autónomas consideradas siguen una tendencia de convergencia con España en la dirección de los cambios. Según los criterios utilizados, las diferencias, si se mantienen en el tiempo, son pequeñas y probablemente desaparecerán.

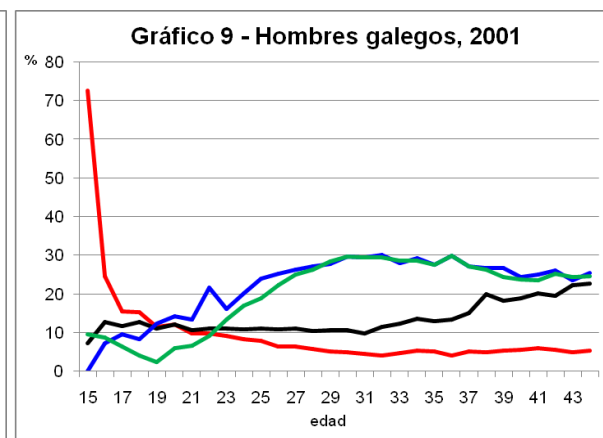
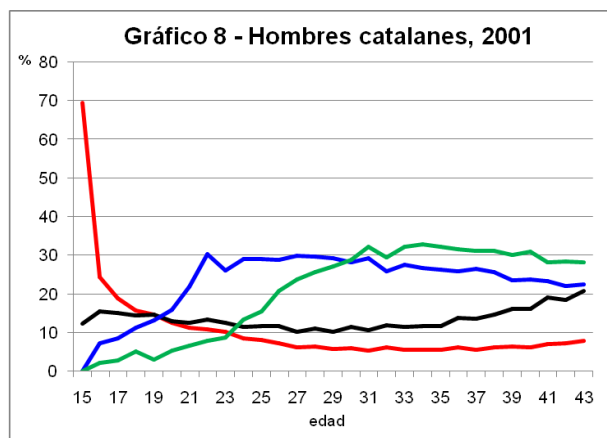
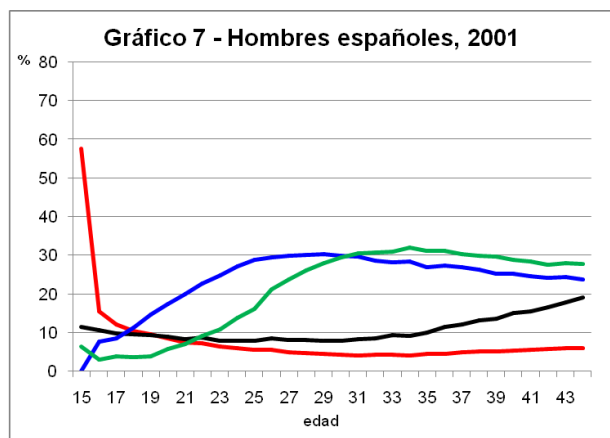
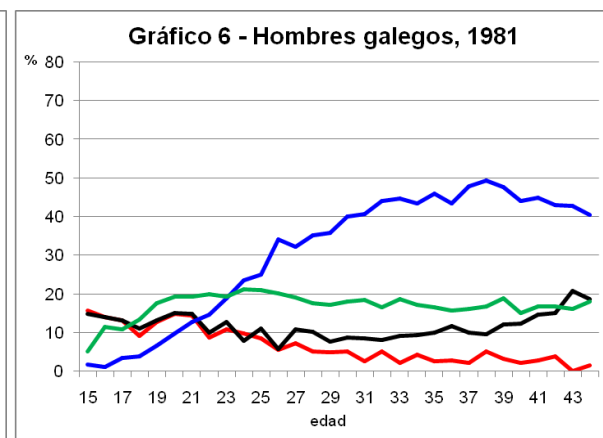
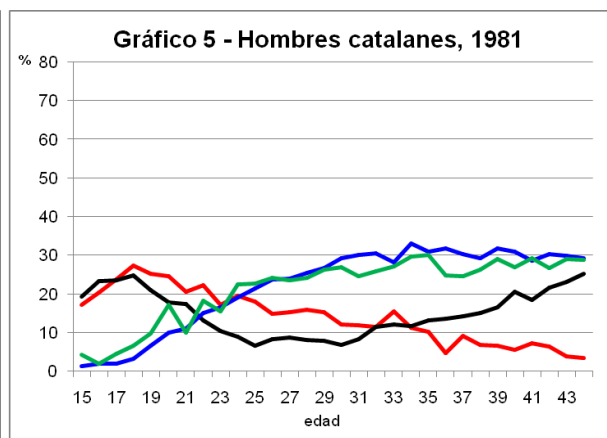
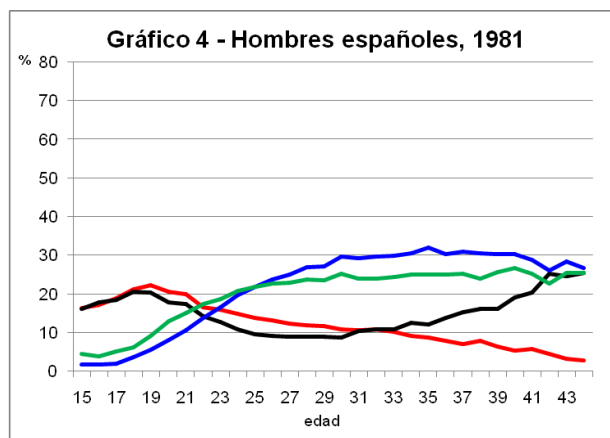
Referencias bibliográficas

- BILLARI, F. (2004). "Becoming an Adult in Europe: A Macro (/Micro)-Demographic Perspective". *Demographic Research*. Special Collection 3, Article 2.
- COVOLAN, S. C. T. (2004). *O conceito de entropia num curso destinado ao Ensino Médio a partir de concepções prévias dos estudantes e da História da Ciência*. Universidade Estadual de Campinas: Faculdade de Educação. Campinas, SP: [s.n.].
- ESPING-ANDERSEN, G. (1993). *Los tres mundos del Estado de bienestar*. València: Edicions Alfons el Magnànim-IVEI.
- FERNÁNDEZ-CORDÓN, J.A. (1997). "Youth residential independence and autonomy: a comparative study". *Journal of Family Issues*, 6, 572-575.
- FUSSELL, E.; EVANS, A; GAUTHIER, A (2006). "The Transition to Adulthood in Three Liberal Welfare Regimes: Australia, Canada and the U.S., 1970-2000". *Workshop. Becoming an Adult: an International Perspective on the Transitions to Adulthood*. Panel on Transitions to Adulthood in Developed Countries (IUSSP). Montreal, 15-17 June 2006.
- FUSSELL, E (2006). "Structuring the Transition to Adulthood: An Entropy Analysis of the Early Life". On line: <http://paa2006.princeton.edu/download.aspx?submissionId=60160>
- FUSSELL, E. (2005). "Measuring the early adult life course in Mexico: an application of the entropy index". MACMILLAN, R. (Ed.). *The structure of life course: Standardized? Individualized? Differentiated?*. Advances in life course research, 9. Minneapolis: University of Minnesota.
- GARRIDO, R.; REQUENA, M. (1996). *La emancipación de los jóvenes en España*. Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales / INJUVE.
- GILLIS, J.R. (1981). *Youth and History: Tradition and Change in European Age Relations, 1770-present*. London: Academic Press.
- HOLDSWORTH, C. (2000). "Leaving Home in Britain and Spain". *European Sociological Review*, 16 (2), 201-222.
- JONES, G. (1995). *Leaving Home*. Buckingham: Open University Press.
- KIERMAN, K. (1986). "Leaving home: a comparative analysis of six Western European countries". *European Journal of Population*, 2, 177-184.
- MODELL, J.; FURSTENBERG, F.F.; HERSHBERG, T. (1976). "Social Change and Transitions to Adulthood in Historical Perspective". *Journal of Family and History*, 1, 7-32.
- SARACENO, C. (1994). "The ambivalent familism of the Italian welfare state". *Social Politics*, 1, 60-82. Illinois, University of Illinois: Spring.
- SIMÓ NOGUERA, C.; CASTRO MARTÍN, T.; SORO BONMATÍ, A. (2005). "The Spanish case: The effects of the globalization process on the transition to adulthood". BLOSSFELD, Hans-Peter et al. (Ed.). *Globalization, uncertainty and youth in society*. London: Routledge; Globalife.

SOBEK, M.; RUGGLES, R., McCAA, et. al. (2002). *Integrated Public Use Microdata Series-International*. Preliminary Version 1.0. Minneapolis: Minnesota Population Center, University of Minnesota.

THEIL, H. (1972). *Statistical Decomposition Analysis: with Applications in the Social and Administrative Sciences*. Amsterdam/London: North-Holland Publishing Company.

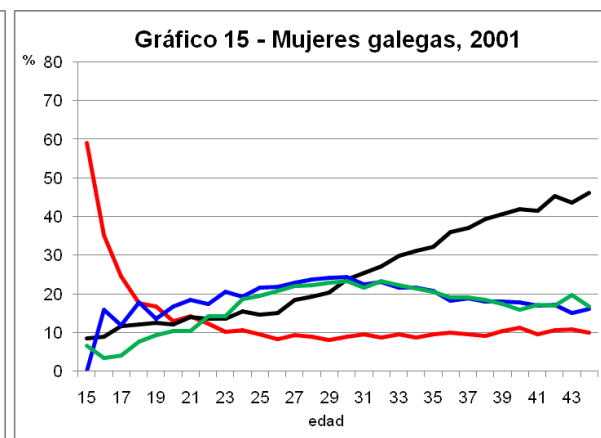
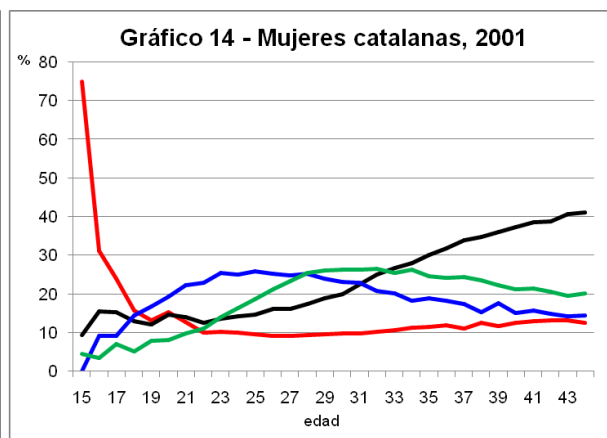
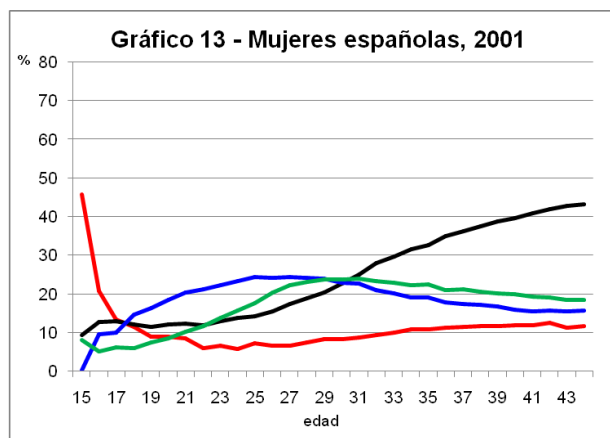
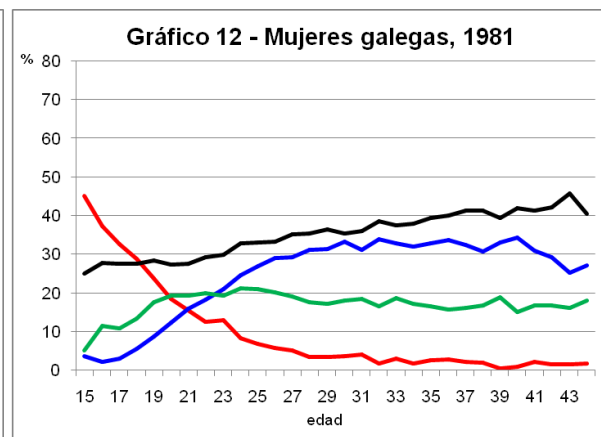
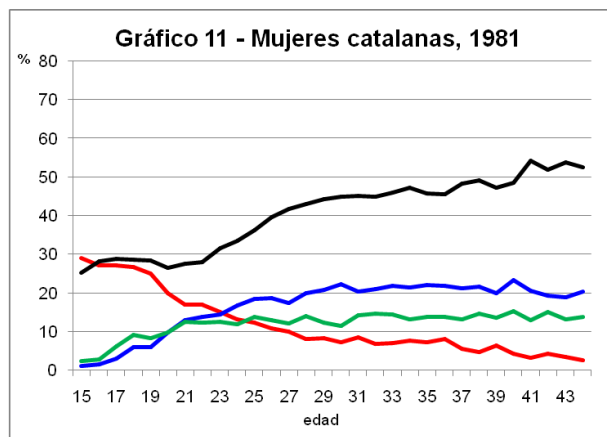
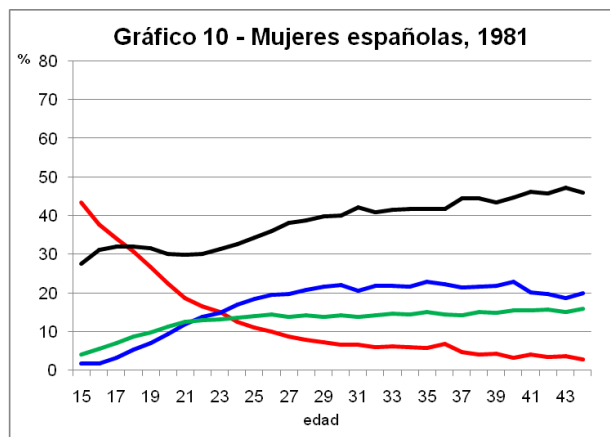
Anexo



Variabilidad de la importancia de cada estatus en la producción de heterogeneidad al largo de parte del curso de vida de las cohortes de 1981 y 2001.

— *Estatus escolar* — *Estatus laboral* — *Estatus marital* — *Estatus residencial*

Fuente: Elaboración a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.



Variabilidad de la importancia de cada estatus en la producción de heterogeneidad al largo de parte del curso de vida de las cohortes de 1981 y 2001.

— *Estatus escolar* — *Estatus laboral* — *Estatus marital* — *Estatus residencial*

Fuente: Elaboración a partir de los datos censales de 1981 y 2001, INE/IPUMS.